

Stopy zwrotu indeksów giełdowych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie i ich zmienność a wolumen obrotu akcjami – analiza zależności

Ewa Widz*

Streszczenie: *Cel* – określenie zależności przyczynowych między wysokością stóp zwrotu głównych indeksów giełdowych GPW w Warszawie oraz ich zmiennością a wolumenem obrotu akcjami – uczestnikami indeksów.

Metodologia badania – analiza zależności korelacyjnych, test przyczynowości Grangera.

Wynik – słaba korelacja między stopami zwrotu badanych indeksów (i ich zmiennością) a wolumenem obrotu, istnienie przyczynowości w sensie Grangera w kierunku od stóp zwrotu i ich zmienności do wolumenu obrotu dla indeksów WIG i mWIG40 przy jednoczesnym braku tego typu zależności dla indeksów WIG20 i sWIG80.

Oryginalność/Wartość – brak badań nad zależnością zmienności stóp zwrotu indeksów i ich wolumenu obrotu na rynku polskim.

Słowa kluczowe: przyczynowość w sensie Grangera, indeksy GPW w Warszawie, stopy zwrotu, zmienność stóp zwrotu, wolumen obrotu

Wprowadzenie

Ceny i wolumeny obrotu na rynku kapitałowym są naturalną konsekwencją działań inwestorów. Jednocześnie są to dwa podstawowe parametry, których kształtowanie się stanowi podstawę podejmowania decyzji przez inwestorów preferujących analizę techniczną. Według zwolenników tej analizy wolumen obrotu sygnalizuje kierunek cen, a analiza jego zachowania dostarcza bardzo istotnych informacji na temat trendu i jego ewentualnej zmiany. Z kolei uzyskiwane stopy zwrotu determinują zachowanie inwestorów na rynku, wpływając na wolumen generowanego obrotu. Związki między obrotami a stopami zwrotu są więc bezsporne. Ich przyczyn poszukuje się m.in. w sekwencyjnym napływie informacji na rynek oraz podatkowych i niepodatkowych motywach handlu na giełdzie (Hiemstra, Jones, 1994).

Powstaje również pytanie o kierunek oddziaływania: czy to stopy zwrotu uzyskiwane przez inwestorów i ich zmienność determinują wolumen obrotu, czy odwrotnie – to wolumen

* dr Ewa Widz, Uniwersytet Marii Curie-Skłodowskiej w Lublinie, Wydział Ekonomiczny, Zakład Rynków Finansowych, e-mail: ewa.widz@umcs.lublin.pl

wpływa na poziom przyszłych stóp zwrotu i ich zmienność, pozwalając jednocześnie na przewidzenie kierunku ruchu cen w przyszłości. Wyniki badań uzyskane dla różnych rynków nie są w tym względzie jednoznaczne.

Początkowo analiza zależności przyczynowych między wspomnianymi wielkościami polegała głównie na badaniu siły i kierunku korelacji. Wyniki takich badań wskazywały na występowanie dodatniej korelacji pomiędzy stopami zwrotu a obrotami (Karpoff, 1987).

W dalszej kolejności badanie związków przyczynowych między zmiennymi koncentrowało się na testach na bazie modeli wektorowej autoregresji (VAR). Do najpopularniejszych tego typu testów należy test Grangera. Liniowa wersja tego testu jest stosowana do wykrywania przyczynowości w średniej. W większości dotychczasowych badań prowadzonych tą metodą dla rozwiniętych rynków kapitałowych stwierdzono wpływ stóp zwrotu na wolumen, przy braku powiązań przyczynowych w odwrotnym kierunku (Rogalski, 1978; Smirlock, Starks, 1988; Lee, Rui, 2002). Badania wykazują także silny wpływ zmienności na wielkość obrotów oraz słabszą (jeśli w ogóle) zależność przeciwną. W ostatnich latach pojawiają się rezultaty badań dla rynków rozwijających się (dla których charakterystyczna jest wzajemna zależność między stopami zwrotu i wolumenem, stopniowo zanikająca wraz z rozwojem rynku), w tym dla rynku polskiego (Rambeza, Przekota, Szczepańska-Przekota, 2008; Wójtowicz, 2008; Marcinkiewicz, 2010; Syczewska, 2014).

Głównym celem niniejszego opracowania jest określenie zależności przyczynowych między wysokością stóp zwrotu głównych indeksów giełdowych Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie (WIG, WIG20, mWIG40 i sWIG80) oraz ich zmiennością a wolumenem obrotu akcjami – uczestnikami indeksów. Badania tego typu prowadzone do tej pory dla rynku polskiego pomijały kwestię wpływu zmienności stóp zwrotu na poziom obrotu lub dotyczyły tylko poszczególnych spółek notowanych na rynku, a nie całych indeksów.

1. Dane i metodologia

Badania empiryczne w niniejszej pracy zostały przeprowadzone na podstawie danych dotyczących poziomu wybranych indeksów giełdowych GPW w Warszawie na zamknięcie notowań oraz dziennego wolumenu obrotu akcjami wchodzącymi w skład tych indeksów¹. Analizie poddano następujące zmienne w zakresie czterech indeksów: WIG, WIG20, mWIG40 i sWIG80:

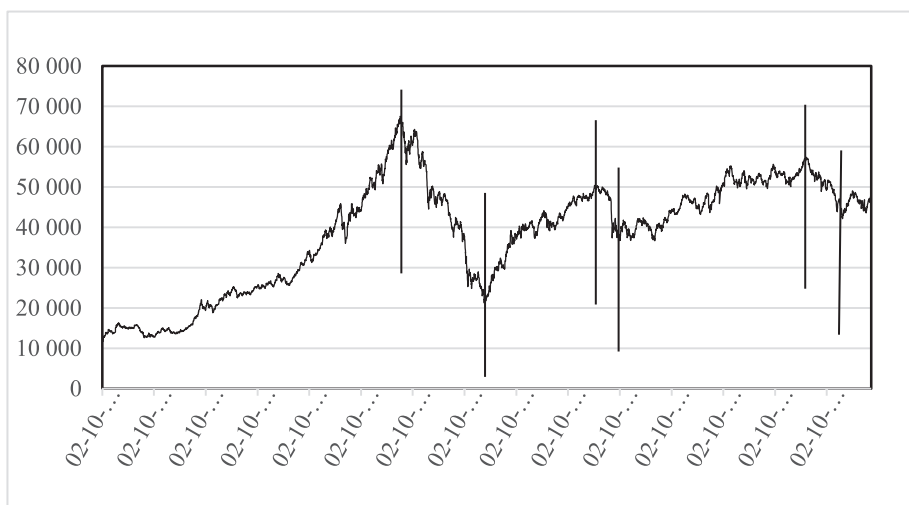
- P_t – poziom indeksu giełdowego na zamknięcie notowań sesji t ,
- R_t – logarytmiczna stopa zwrotu indeksu wyznaczona jako $R_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$,
- D_t – zmienność stóp zwrotu indeksu wyznaczona jako odchylenie standardowe stóp zwrotu indeksu z ostatnich 20 sesji z t włącznie²,
- V_t – wolumen obrotu akcjami – uczestnikami indeksu w czasie sesji t .

¹ Dane pochodzą z portalu Stooq.pl.

² Metodologia taka jest stosowana do badania stabilności kursów walutowych przez Europejski Bank Centralny.

Badanie objęło okres od 3.10.2001 do 20.01.2016 (co dało 3581 obserwacji dla każdej z 16 zmiennych). Dodatkowo cały okres badawczy został podzielony na sześć podokresów na podstawie minimów i maksimów poziomu WIG (rys. 1), co pozwoliło na określenie zależności między zmiennymi w okresach zarówno wzrostów, jak i spadków na giełdzie:

- I okres: 3.10.2001–6.07.2007,
- II okres: 7.07.2007–17.02.2009,
- III okres: 18.02.2009–7.04.2011,
- IV okres: 8.04.2011–23.09.2011,
- V okres: 24.09.2011–8.05.2015,
- VI okres: 9.05.2015–20.01.2016.



Rysunek 1. Poziom indeksu WIG na zamknięcie notowań w okresie od 3.10.2001 do 20.01.2016
Źródło: opracowanie własne.

Badanie zależności między zmiennymi zostało przeprowadzone dla trzech par zmiennych: P_t i V_t , R_t i V_t oraz D_t i V_t dla każdego z czterech indeksów. W pierwszej kolejności analiza dotyczyła zależności korelacyjnych na podstawie współczynników korelacji Pearsona:

$$\rho_{X,Y} = \frac{\text{cov}(X,Y)}{\sigma_X \sigma_Y},$$

gdzie:

$\rho_{X,Y}$ – współczynnik korelacji r-Pearsona pomiędzy zmiennymi X i Y ,

$\text{cov}(X,Y)$ – kowariancja pomiędzy zmiennymi X i Y ,

σ_X , σ_Y – odchylenie standardowe z populacji, odpowiednio X i Y .

Następnie zostało przeprowadzone badanie przyczynowości liniowej w sensie Grangera. Definicja przyczynowości w sensie Grangera mówi, że zmienna X_t jest przyczyną Y_t , jeżeli przyszłe wartości Y_t można lepiej prognozować na podstawie całego dostępnego zbioru informacji, niż używając informacji z wyłączeniem X_t (Osińska, 2008, s. 40). Zmienna X_t jest więc przyczyną w sensie Grangera dla zmiennej Y_t (tzn. $X_t \rightarrow Y_t$), jeśli uwzględnienie w modelu objaśniającym Y_t opóźnionych wartości zmiennej X_t poprawia jakość prognozowania zmiennej Y_t .

Przed przeprowadzeniem testu Grangera poszczególne zmienne zostały poddane badaniu na występowanie pierwiastka jednostkowego w celu stwierdzenia stacjonarności szeregów. Posłużył temu rozszerzony test Dickeya-Fullera (ADF), szerzej opisany w pracy Maddala (2008, s. 614–618). Hipoteza o stacjonarności zmiennych była rozstrzygana przy poziomie istotności 0,05.

Badanie przyczynowości w sensie Grangera zostało przeprowadzone z wykorzystaniem modelu VAR (Charemza, Deadman, 1997, s. 159; Maddala, 2008, s. 432–433):

$$Y_t = A_0 D_t + \sum_{j=1}^k \alpha_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t,$$

gdzie:

$A_0 D_t$ – deterministyczna część równania (wyraz wolny, trend deterministyczny, zmienne sezonowe),

α_j, β_j (dla $j=1, 2, \dots, k$) – parametry strukturalne równania,

k – rząd opóźnień dla zmiennych X_t i Y_t ,

ε_t – składnik losowy.

Hipoteza $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ oznacza, że zmienna X_t nie jest przyczyną Y_t w sensie Grangera. W pracy została ona zweryfikowana za pomocą statystyki Walda o rozkładzie $\chi^2(k)$, przy poziomie istotności 0,05. Falszywość hipotezy świadczy o występowaniu przyczynowości. Maksymalny rząd opóźnień dla modeli VAR został wyznaczony na podstawie kryterium informacyjnego Schwartza – BIC (Kufel, 2011, s. 166–168). Wybrany został ten rząd opóźnień, dla którego wartość kryterium była najmniejsza, ponieważ oznaczało to, że utrata informacji jest najmniejsza. W rozważanych modelach rząd opóźnień wyniósł 4.

W niniejszej pracy analiza przyczynowości została dokonana dla trzech par zmiennych: P_t i V_p , R_t i V_r oraz D_t i V_d , na podstawie następujących modeli:

$$P_t = a_1 + \sum_{j=1}^4 b_{1j} P_{t-j} + \sum_{j=1}^4 c_{1j} V_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

$$V_t = a_2 + \sum_{j=1}^4 b_{2j} P_{t-j} + \sum_{j=1}^4 c_{2j} V_{t-j} + \varepsilon_{2t}$$

$$R_t = a_3 + \sum_{j=1}^4 b_{3j} R_{t-j} + \sum_{j=1}^4 c_{3j} V_{t-j} + \varepsilon_{3t}$$

$$V_t = a_4 + \sum_{j=1}^4 b_{4j} R_{t-j} + \sum_{j=1}^4 c_{4j} V_{t-j} + \varepsilon_{4t}$$

$$D_t = a_5 + \sum_{j=1}^4 b_{5j} D_{t-j} + \sum_{j=1}^4 c_{5j} V_{t-j} + \varepsilon_{5t}$$

$$V_t = a_6 + \sum_{j=1}^4 b_{6j} D_{t-j} + \sum_{j=1}^4 c_{6j} V_{t-j} + \varepsilon_{6t}$$

Sposób przeprowadzenia testu został przedstawiony w książce Charemzy i Deadmana (1997, s. 177–162). Dodatkowo badanie przyczynowości zostało poprzedzone testami kointegracji Johansena, które informują o potencjalnym istnieniu długookresowego związku między zmiennymi (kointegracja implikuje przyczynowość w sensie Grangera).

2. Wyniki badań

Wybrane statystyki opisowe dla poszczególnych zmiennych w przyjętym okresie badawczym przedstawiono w tabeli 1. Szereg stóp zwrotu dla indeksu sWIG80 cechował się najwyższą średnią, ale największą zmienność stóp zwrotu zanotowano dla indeksu WIG20. Z kolei największa zmienność wolumenu obrotu charakteryzowała indeks mWIG40.

Tabela 1

Wybrane statystyki dla całej próby

Zmienna	Średnia	Mediana	Odchylenie stand.	Wsp. zmienności	Skośność	Kurtoza
1	2	3	4	5	6	7
PWIG	38 235	40 923	13 756,50	0,3598	-0,3522	-0,9342
PWIG20	2 266	2 335	637,31	0,2812	0,1378	-0,1968
PmWIG40	2 494	2 440	1 041,36	0,4175	0,4239	-0,1633
PsWIG80	9 171	10 099	4 718,21	0,5144	-0,1422	-0,7556
RWIG	0,000354	0,000560	0,012511	35,3864	-0,3561	3,4006
RWIG20	0,000141	0,000263	0,014894	105,8570	-0,1573	2,8522
RmWIG40	0,000367	0,000769	0,010877	29,6668	-0,9002	5,8235
RsWIG80	0,000545	0,001123	0,010653	19,5483	-1,0652	6,1892

1	2	3	4	5	6	7
VWIG	59 814 600	49 950 700	52 649 300	0,8802	1,7929	8,1955
VWIG20	22 972 700	19 152 000	21 638 700	0,9419	3,6985	24,5977
VmWIG40	18 443 700	9 022 610	28 704 700	1,5564	5,8775	75,0232
VsWIG80	12 635 100	9 506 900	12 907 400	1,0216	2,5576	11,8359

Źródło: obliczenia własne.

Badanie zależności korelacyjnych między zmiennymi w całym okresie badawczym wykazało jedynie średnią korelację poziomu indeksów WIG i sWIG80 z wolumenami ich obrotu. Natomiast w okresie I (okres długotrwałej hossy) silną korelację z wolumenem obrotu wykazały wszystkie badane indeksy (tab. 2). Korelacja stóp zwrotu analizowanych indeksów z wolumenem ich obrotu oraz zmienności stóp zwrotu z wolumenem obrotu była słaba zarówno dla całego okresu badawczego, jak i w poszczególnych podokresach badawczych (tab. 3 i 4).

Tabela 2

Współczynniki korelacji poziomu indeksu z wolumenem obrotu akcjami – uczestnikami indeksu*

Indeks	I okres	II okres	III okres	IV okres	V okres	VI okres	Cały okres
WIG	0,7537	0,0734	-0,1355	-0,4605	-0,4596	-0,4778	0,4530
WIG20	0,7487	-0,2928	-0,2568	-0,2985	-0,0624	-0,4563	0,2424
mWIG40	0,7088	0,0253	0,3415	-0,5083	-0,4422	-0,3588	0,1357
sWIG80	0,7667	0,4423	-0,1874	0,0155	-0,0679	-0,2382	0,5640

* Pogrubioną czcionką zaznaczono współczynniki korelacji statystycznie istotne na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ (na podstawie testu istotności t).

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3

Współczynniki korelacji stóp zwrotu indeksu z wolumenem obrotu akcjami – uczestnikami indeksu*

Indeks	I okres	II okres	III okres	IV okres	V okres	VI okres	Cały okres
WIG	0,0583	0,0136	0,1530	-0,2166	-0,0361	-0,1043	-0,0152
WIG20	0,0621	-0,0073	0,1177	-0,1316	-0,0084	-0,0254	0,0213
mWIG40	0,1255	-0,0244	0,0343	-0,1465	-0,0034	-0,1940	-0,0219
sWIG80	0,1391	0,0342	0,1755	-0,1463	0,0459	-0,1691	0,0268

* Oznaczenie jak przy tabeli 2.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4

Współczynniki korelacji zmienności stóp zwrotu indeksu z wolumenem obrotu akcjami – uczestnikami indeksu*

Indeks	I okres	II okres	III okres	IV okres	V okres	VI okres	Cały okres
WIG	0,0869	0,2017	0,1429	0,3798	0,2499	0,4385	0,1575
WIG20	0,1257	0,3039	0,2956	0,2292	-0,0140	0,2424	0,2184
mWIG40	0,3666	0,2094	-0,2815	0,4231	0,1537	-0,0018	0,1298
sWIG80	0,2006	0,3621	0,3144	0,0199	0,0692	0,2240	0,1727

* Oznaczenie jak przy tabeli 2.

Źródło: obliczenia własne.

Wartości zmiennej p dla testu Dickeya-Fullera, mówiącej o możliwości przyjęcia bądź odrzucenia hipotezy zerowej o występowaniu pierwiastka jednostkowego, zostały zamieszczone w tabeli 5 (dla całego okresu badawczego). Stacjonarne okazały się zarówno szeregi stóp zwrotów badanych indeksów, ich zmienności, jak i szeregi wolumenów obrotu. W przypadku samych poziomów indeksów stacjonarne były pierwsze przyrosty (zmienna zintegrowana stopnia I). W okresach II, III, IV i VI niestacjonarne były szeregi zmienności stóp zwrotu badanych indeksów, a w okresie IV również szeregi stóp zwrotu indeksów WIG i WIG20 (tab. 6), ale zmienne były zintegrowane stopnia I.

Tabela 5

Test występowania pierwiastka jednostkowego dla całego okresu badawczego

Zmienna	Statystyka	p-value
PWIG	-1,9335	0,3170
PWIG20	-2,0645	0,2594
PmWIG40	-1,5829	0,4914
PsWIG80	-1,6037	0,4807
RWIG	-41,5470	2,91E-16
RWIG20	-43,1934	2,27E-11
RmWIG40	-29,9987	1,94E-48
RsWIG80	-15,4104	2,26E-36
DWIG	-4,9397	2,71E-05
DWIG20	-4,5773	1,00E-04
DmWIG40	-5,7389	4,96E-07
DsWIG80	-6,1809	4,34E-08
VWIG	-3,7142	0,0039
VWIG20	-3,7837	0,0031
VmWIG40	-3,3470	0,0129
VsWIG80	-6,2273	3,34E-08

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 6

Test występowania pierwiastka jednostkowego dla poszczególnych podokresów badawczych

Zmienna	I okres	II okres	III okres	IV okres	V okres	VI okres
PWIG	Y	Y	Y	Y	Y	Y
PWIG20	Y	Y	Y	Y		Y
PmWIG40	Y	Y	Y	Y	Y	Y
PsWIG80	Y	Y		Y	Y	Y
RWIG				Y		
RWIG20				Y		
RmWIG40						
RsWIG80	Y	Y				
DWIG		Y	Y	Y		Y
DWIG20		Y	Y	Y		Y
DmWIG40		Y	Y	Y		Y
DsWIG80		Y	Y	Y		Y
VWIG						
VWIG20	Y					Y
VmWIG40	Y					
VsWIG80	Y		Y			

Y – stwierdzono występowanie pierwiastka jednostkowego.

Źródło: obliczenia własne.

Analiza wyników testu śladu i testu Lmax pozwoliła stwierdzić występowanie kointegracji zarówno między stopami zwrotu poszczególnych badanych indeksów a wolumenem obrotu akcjami – uczestnikami tych indeksów, jak i między zmiennością stóp zwrotu analizowanych indeksów a wolumenem ich obrotu (tab. 7).

Tabela 7

Wyniki testu Johansena

Zmienne	Rząd	Wartość własna	Test śladu [p-value]	Test Lmax [p-value]
1	2	3	4	5
PWIG i VWIG	0	0,031854	119,47 [0,0000]	115,70 [0,0000]
	1	0,001054	3,7689 [0,0522]	3,7689 [0,0522]
RWIG i VWIG	0	0,18859	833,74 [0,0000]	746,90 [0,0000]
	1	0,024007	86,846 [0,0000]	86,846 [0,0000]
DWIG i VWIG	0	0,02536	116,64 [0,0000]	91,807 [0,0000]
	1	0,0069241	24,833 [0,0000]	24,833 [0,0000]
PWIG20 i VWIG20	0	0,053483	200,89 [0,0000]	196,62 [0,0000]
	1	0,0011951	4,2773 [0,0386]	4,2773 [0,0386]

1	2	3	4	5
RWIG20 i VWIG20	0	0,2011	979,61 [0,0000]	803,10 [0,0000]
	1	0,048147	176,51 [0,0000]	176,51 [0,0000]
DWIG20 i VWIG20	0	0,053538	218,18 [0,0000]	196,82 [0,0000]
	1	0,0059532	21,358 [0,0000]	21,358 [0,0000]
PmWIG40 i VmWIG40	0	0,039566	146,92 [0,0000]	144,40 [0,0000]
	1	0,00070253	2,5138 [0,1129]	2,5138 [0,1129]
RmWIG40 i VmWIG40	0	0,16205	773,53 [0,0000]	632,40 [0,0000]
	1	0,038686	141,13 [0,0000]	141,13 [0,0000]
DmWIG40 i VmWIG40	0	0,039971	183,80 [0,0000]	145,91 [0,0000]
	1	0,010536	37,889 [0,0000]	37,889 [0,0000]
PsWIG80 i VsWIG80	0	0,062348	232,64 [0,0000]	230,28 [0,0000]
	1	0,0006603	2,3627 [0,1243]	2,3627 [0,1243]
RsWIG80 i VsWIG80	0	0,14962	706,04 [0,0000]	579,72 [0,0000]
	1	0,034698	126,32 [0,0000]	126,32 [0,0000]
DsWIG80 i VsWIG80	0	0,037822	185,38 [0,0000]	137,91 [0,0000]
	1	0,013181	47,463 [0,0000]	47,463 [0,0000]

Źródło: obliczenia własne.

Test liniowy Grangera wykazał występowanie przyczynowości tylko w jednym kierunku. To stopy zwrotu indeksów i ich zmienność są przyczyną w sensie Grangera zmian wolumenu obrotu. Taką zależność zanotowano dla indeksów WIG20 i sWIG80. Test nie dał natomiast podstaw do stwierdzenia istnienia przyczynowości w przeciwnym kierunku: wolumen nie jest przyczyną w sensie Grangera stóp zwrotu i ich zmienności dla żadnego z badanych indeksów. Z kolei dla indeksów WIG i mWIG40 nie odnotowano występowania przyczynowości ani w kierunku od stóp zwrotu i ich zmienności do wolumenu, ani od wolumenu do stóp zwrotu i ich zmienności. W poszczególnych podokresach wyniki nie były zbieżne, choć w kilku podokresach została potwierdzona przyczynowość w kierunku do wolumenu obrotu (tab. 9):

- R→V w II okresie oraz D→V w II i III okresie dla indeksu WIG20,
- R→V w I okresie oraz D→V w I, IV, V i VI okresie dla indeksu mWIG40,
- R→V w III i V okresie oraz D→V w II i IV okresie dla indeksu sWIG80.

Tabela 8

Test przyczynowości liniowej Grangera (statystyka Walda) dla całego okresu badawczego

Indeks	Kierunek oddziaływania	Statystyka χ^2	p-value	Przyczynowość
1	2	3	4	5
WIG	P→V	30,4236	4,01E-06	Y
	V→P	3,75699	0,439892	

1	2	3	4	5
	R→V	4,90924	0,296737	
	V→R	5,1334	0,273882	
	D→V	6,85985	0,143482	
	V→D	9,21525	0,0559389	
WIG20	P→V	22,9041	0,000132337	Y
	V→P	5,70222	0,222517	
	R→V	13,3183	0,00982089	Y
	V→R	8,3752	0,0787618	
	D→V	10,7894	0,0290352	Y
	V→D	7,91723	0,0946577	
mWIG40	P→V	4,1563	0,385266	
	V→P	1,14589	0,886924	
	R→V	3,99468	0,406726	
	V→R	1,05475	0,901384	
	D→V	2,71886	0,605919	
	V→D	6,86357	0,143276	
sWIG80	P→V	98,1808	2,40E-20	Y
	V→P	19,1639	0,000729744	Y
	R→V	15,6556	0,00351791	Y
	V→R	2,50676	0,643427	
	D→V	16,9487	0,00197783	Y
	V→D	5,85927	0,209908	

Y – stwierdzono występowanie przyczynowości w sensie Grangera.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 9

Test przyczynowości liniowej Grangera (statystyka Walda) dla poszczególnych podokresów badawczych

Indeks	Kierunek oddziaływania	Przyczynowość					
		I okres	II okres	III okres	IV okres	V okres	VI okres
1	2	3	4	5	6	7	8
WIG	P→V	Y				Y	
	V→P						
	R→V						
	V→R						
	D→V						
	V→D					Y	
WIG20	P→V	Y	Y	Y			Y

1	2	3	4	5	6	7	8
	V→P	Y			Y		
	R→V		Y				
	V→R				Y		
	D→V		Y	Y			
	V→D	Y			Y		
mWIG40	P→V	Y		Y	Y	Y	
	V→P						
	R→V	Y					
	V→R						
	D→V	Y			Y	Y	Y
	V→D	Y					
sWIG80	P→V	Y	Y	Y		Y	
	V→P	Y	Y				
	R→V			Y		Y	
	V→R	Y					
	D→V		Y		Y		
	V→D			Y			

Y – stwierdzono występowanie przyczynowości w sensie Grangera.

Źródło: obliczenia własne.

Uwagi końcowe

W artykule zostały przedstawione wyniki badań mających na celu wykrycie zależności przyczynowych w sensie Grangera pomiędzy stopami zwrotu czterech głównych indeksów GPW i wolumenem obrotu akcjami – uczestnikami tych indeksów oraz pomiędzy zmiennością stóp zwrotu analizowanych indeksów i wolumenem ich obrotu. Na polskim rynku wykazano występowanie przyczynowości w okresie od 3.10.2001 do 20.01.2016 w kierunku od stóp zwrotu i ich zmienności do wolumenu obrotu dla dwóch indeksów giełdowych: WIG20 i sWIG80. Natomiast dla indeksów WIG i mWIG40 nie stwierdzono przyczynowości w żadnym kierunku.

Podsumowując wyniki badania, można stwierdzić, że rynkowe stopy zwrotu i ich zmienność (zaburzenia na rynku) wpływają z opóźnieniem na wolumen obrotów. Uzyskane dla polskiego rynku wyniki potwierdzają rezultaty uzyskane dla rynków rozwiniętych, choć tylko dla dwóch z czterech indeksów w przyjętym okresie badawczym. Może to świadczyć o stopniowym dojrzewaniu naszego rynku. Istotnym uzupełnieniem prowadzonych analiz powinno być badanie zależności nieliniowych.

Literatura

- Charemza, W., Deadman, D. (1997). *Nowa ekonometria*. Warszawa: PWE.
- Hiemstra, C., Jones, J.D. (1994). Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price-volume relation. *Journal of Finance*, 49 (5), 1639–1664.
- Karpoff, J.M. (1987). The relation between price changes and trading volume: A survey. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, 109–126.
- Kufel, T. (2011). *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Lee, B.S., Rui, O.M. (2002). The dynamic relationship between stock returns and trading volume: Domestic and cross-country evidence. *Journal of Banking and Finance*, 26 (1), 51–78.
- Maddala, G.S. (2008). *Ekonometria*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Marcinkiewicz, E. (2010). Badanie przyczynowości w relacji cena – wolumen na przykładzie kontraktów terminowych na indeks WIG20. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego*, 616. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 29, 479–488.
- Osińska, M. (2008). *Ekonometryczna analiza zależności przyczynowych*. Toruń: Wydawnictwo Uniwersytetu Mikołaja Kopernika.
- Rambeza, J., Przekota, G., Szczepańska-Przekota, A. (2008). Analiza powiązań między indeksami giełdowymi i wielkością obrotów na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie. *Bank i Kredyt*, 1, 61–69.
- Rogalski, R.J. (1978). The Dependence of Prices and Volume. *Review of Economics and Statistics*, 60, 268–274.
- Smirlock, M., Starks, L.T. (1988). An Empirical Analysis of the Stock Price-Volume Relationship. *Journal of Banking and Finance*, 12 (1), 802–816.
- Syczewska, E. (2014). Przyczynowość w sensie Grangera – wybrane metody. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, 15 (4), 169–180.
- Wójtowicz, T. (2008). Wpływ wielkości obrotów na ocenę warunkowej wariancji stóp zwrotu akcji na GPW w Warszawie. Rynek Kapitałowy – skuteczne inwestowanie. *Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego*, 10, 685–696.

CAUSALITY ANALYSIS BETWEEN RETURN RATES / RETURN RATES VOLATILITY AND TRADING VOLUME OF SELECTED INDICES OF WARSAW STOCK EXCHANGE

Abstract: Purpose – to examine the occurrence of Granger causality between return rates or return rates volatility and trading volume of selected indices of the Warsaw Stock Exchange.

Design/Methodology/approach – the analysis of the Pearson correlation coefficients, the Granger causality-in-mean test.

Findings – the poor correlation between return rates / return rates volatility and trading volume of analyzed indices, the occurrence of the Granger causality from stock returns and stock returns volatility to trading volume of the WIG and mWIG40 indices, the lack of the causal relationship between return rates / return rates volatility and the volume of the WIG20 and sWIG80 indices.

Originality/Value – the absence of such analysis on the Polish market.

Keywords: Granger's causality, WSE indexes, rates of return, volatility, volume

Cytowanie

Widz, E. (2017). Stopy zwrotu indeksów giełdowych na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie i ich zmienność a wolumen obrotu akcjami – analiza zależności. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 2 (86), 401–412. DOI: 10.18276/frfu.2017.86-33.